

# Le droit d'épandage a-t-il un prix ? Mesure sur le marché foncier

*Philippe LE GOFFE*  
*Julien SALANIÉ*

### *Pricing manure spreading rights : Measure from the land market*

*Summary* – This paper deals with manure spreading market in France. We focalize on the capitalization of manure spreading rent in the land market. First, the paper summarizes the literature on land prices. Then we develop a theoretical model based on farm profit maximization for a cattle breeder and a crop grower. It leads to (i) supply and demand for manure spreading rights and (ii) to the integration of the spreading rent in farmland prices. We then provide an hedonic application dealing with 7 000 individual transactions from the land market of Brittany (western France). Land price is explained by land quality and specialization, cereal and milk yields. Land price rises when animal concentration increases. Pig density gets the best results. We conclude making a comparison with the manure market in the Netherlands and dealing with future research.

*Key-words* : land, hedonic pricing, transferable permits, manure spreading, manure surplus, nitrogen

### Le droit d'épandage a-t-il un prix ? Mesure sur le marché foncier

**Résumé** – Ce travail porte sur les marchés de l'épandage dont le fonctionnement est proche de celui des marchés de droits à polluer. Comme il est difficile d'observer directement les transactions sur les services d'épandage, on s'est intéressé à la capitalisation de la rente d'épandage sur le marché foncier. L'article commence par un résumé de la littérature sur le prix des terres. Un modèle micro-économique basé sur la maximisation du profit d'un éleveur et d'un cultivateur conduit à (i) l'offre et la demande de droits d'épandage et à (ii) l'intégration de la rente d'épandage dans le prix de la terre. Une application hédoniste porte sur un fichier de 7 000 mutations individuelles issues du marché foncier breton. Le prix de la terre dépend de la qualité des terres et de leur orientation productive, ainsi que des rendements céréaliers et des quotas laitiers. Il augmente lorsque la densité animale s'accroît. La densité de porcs permet la meilleure prédiction, parce qu'elle est probablement un bon indicateur de la demande de terres d'épandage. En conclusion, le marché breton est comparé à celui des Pays-Bas et les recherches futures sont évoquées.

**Mots-clés** : terre, prix hédonistes, marché de droits, épandage, excédents de lisier, azote

\* Agrocampus Rennes, Département Economie rurale et Gestion, 65, rue de Saint-Brieuc, CS 84215, 35042 Rennes cedex

e-mail : philippe.legoffe@agrocampus-rennes.fr  
salanie@agrocampus-rennes.fr

Les auteurs remercient A. Carpentier, L. Mahé, Y. Surry, D. Vermersch, le comité de rédaction des *Cahiers*, ainsi que les deux lecteurs anonymes dont les suggestions ont permis d'améliorer cet article. Les auteurs remercient également Olivier Jouan et Laure Rebuffet pour leur participation à la phase initiale de ce travail. Les erreurs ou omissions restent de la seule responsabilité des auteurs.

LES VICISSITUDES de la réforme de la loi sur l'eau illustrent les difficultés rencontrées en France pour faire appliquer le principe pollueur-payeur à l'agriculture. Le projet de taxer l'azote des engrais et des aliments du bétail a été abandonné, comme avant lui le projet de taxer les excédents d'azote<sup>1</sup>, conçu sous le précédent gouvernement. Le dispositif actuel de résorption des excédents d'azote repose essentiellement sur la réglementation et les subventions. C'est ainsi que le deuxième programme d'actions de la directive Nitrates prévoit l'obligation de traiter les excédents d'effluents des élevages, dont le coût peut être subventionné par les agences de l'eau et les collectivités. Outre son coût élevé, ce dispositif n'inciterait pas à optimiser l'épandage par réduction de la fertilisation minérale (Mahé et Le Goffe, 2002). En Bretagne, les dispositions supplémentaires sur la restructuration des élevages créent des quotas d'azote par exploitation, dont l'inefficacité environnementale et économique a été relevée (Mahé et Ortalo-Magné, 2001). À l'opposé, aux Pays-Bas, les pénalités dissuasives appliquées aux excédents du bilan minéral MINAS (*mineral accounting system*), ainsi que l'absence de subvention au traitement, ont stimulé un marché de l'épandage très actif et favorisé la réduction du cheptel.

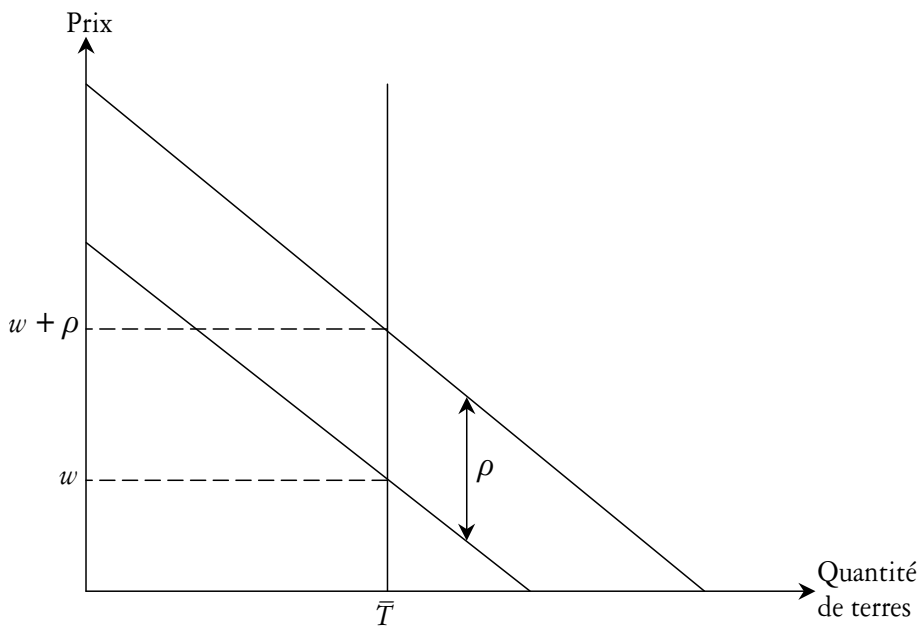
Le droit d'épandage est défini par la directive Nitrates, qui prévoit un quota maximal d'azote organique par hectare, ainsi que l'obligation d'équilibrer la fertilisation azotée totale et de traiter les excédents d'azote. Le droit d'épandage peut être loué ou faire l'objet de troc, indépendamment de l'exploitation du foncier. Cependant, le service d'épandage étant attaché à la terre, l'intuition est que sa valeur vient augmenter la productivité en valeur de la terre. Les acheteurs de terre enchérissent pour bénéficier du service d'épandage ou le louer aux éleveurs, conformément à la théorie classique de la rente. L'offre de terre étant traditionnellement considérée comme rigide ( $\bar{T}$ ), l'augmentation de la demande inverse due à la rente d'épandage ( $\rho$ ) se répercute entièrement dans le prix de la terre ( $w$ ) (figure 1). La valeur actualisée de la chronique des services d'épandage devrait donc se capitaliser dans le prix de la terre, ce qui devrait pouvoir être détecté sur le marché foncier.

Les effluents d'élevage ont un statut différent selon la situation de la zone où ils se trouvent. Dans les zones globalement en déficit, les agriculteurs sont prêts à payer pour se procurer des fertilisants organiques auprès des éleveurs, alors que dans les zones globalement en excédent, les éleveurs ayant des excédents d'effluents louent la possibilité d'épandre aux agriculteurs ayant des capacités d'accueil. En Bretagne, ce statut a évolué au fur et à mesure de l'extension des zones en excédent, qui recouvrent aujourd'hui la quasi-totalité du territoire. L'utilisation du fumier par les agriculteurs constitue un exemple révélateur. Il y a quelques années, le transport et l'épandage, ainsi que la fourniture de paille à l'éleveur, étaient à la charge de l'agriculteur qui cherchait à sécuriser son approvisionnement en fumier. Les éleveurs ont dû progressivement assurer le transport et l'épandage des amendements, puis payer la paille aux agriculteurs. Cependant, au contraire des Pays-Bas où les marchés

<sup>1</sup> On parle d'excédent d'azote lorsque les apports d'azote par les fertilisants minéraux ou organiques (effluents d'élevage) sont supérieurs aux exportations des cultures. Le bilan azoté est alors dit excédentaire et se traduit par une fuite d'azote dans le milieu naturel.

de location des services d'épandage sont très formalisés, avec des prix atteignant couramment 150 € par hectare, on a peu d'informations sur les transactions et les prix pratiqués en Bretagne, où le troc semble encore être la règle.

Figure 1. Effet de la rente d'épandage sur la demande inverse et le prix de la terre



Les travaux sur les marchés de l'épandage sont rares et récents. Mahé et Ortalo-Magné (2001) ont décrit un système de quotas d'éléments minéraux attachés à la terre, négociables sur le marché. Rainelli et Vermersch (2000) ont proposé une modélisation micro-économique des marchés de droits d'épandage, illustrée par l'application de la programmation linéaire à des cas types d'exploitations d'élevage. Vukina et Wossink (2000) s'intéressent au lien entre marché des quotas porcins et marché foncier. Leur modèle micro-économique montre que le prix du quota de porcs, exprimé en phosphates, se répercute dans le prix du foncier, en plus de la productivité de la terre. Leur analyse hédoniste du prix des terres aux Pays-Bas montre un effet positif de la concentration animale et des régions en surplus, du fait des restrictions aux échanges, qui s'atténue dans le temps suite aux délocalisations de la production. L'étude hédoniste de Pyykkönen (2004) montre également un effet positif de la densité d'effluents d'élevages sur le prix des terres en Finlande. Le Goffe et Vermersch (2004) ont montré les avantages économiques du marché de l'épandage par rapport à la réglementation, en simulant des marchés dans les ZES (zone d'excédent structurel) de Bretagne. Le prix du droit dépend de l'excédent et de la structure des coûts de résorption dans la zone d'échange.

Ce travail propose une modélisation micro-économique des marchés de l'épandage ainsi qu'une application empirique. Les marchés de l'épandage ont un fonctionnement

très proche des marchés de droits à polluer, dont ils constituent une première expérience en France, ce qui devrait en faire un instrument de choix pour maîtriser la pollution des élevages (triple efficacité environnementale, économique et incitative). Il est intéressant de voir si c'est un instrument déjà opérationnel dans le cas français et de comparer les prix observés sur le marché avec ceux obtenus par simulation et les prix à l'étranger. Dans quelle mesure le marché de l'épandage représente-t-il un surcoût significatif qui incite à la délocalisation de la production (« stabilisation automatique de la concentration animale »), et dans quelle mesure incite-t-il à offrir des terres d'épandage en réduisant le minéral ? On s'intéresse également à l'évolution du marché dans le temps, au fur et à mesure que la réglementation se met en place.

Il est difficile d'observer directement le marché, car les transactions entre offreurs et demandeurs de terres d'épandage ne sont pas toujours transparentes. Cela tient en particulier au droit du fermage qui ne précise pas le statut de la rente d'épandage<sup>2</sup>. C'est pourquoi on s'est intéressé à la capitalisation de la rente d'épandage sur le marché foncier. Celle-ci est appréciée à travers l'impact de la densité animale sur le prix de la terre. Une étude hédoniste spatiale a été conduite sur des données individuelles, provenant du fichier des mutations foncières notifiées à la SAFER de Bretagne entre 1994 et 2000. La première section résume la littérature sur le prix de la terre. La deuxième propose une modélisation micro-économique qui conduit à (i) l'offre et la demande de droits d'épandage et à (ii) l'intégration de la rente d'épandage dans le prix de la terre. La troisième section présente l'application empirique portant sur le marché foncier breton, dont les résultats sont discutés dans la quatrième section avant de conclure.

## Les études hédonistes du prix des terres agricoles

Depuis Ricardo, on sait que le prix de la terre correspond à la somme actualisée des espérances de gain qu'elle peut procurer. Les trois grands déterminants du prix de la terre sont donc la rente foncière, le taux d'intérêt et les anticipations des agents économiques. Dans l'espace rural, la rente foncière est agricole, forestière ou résidentielle, en conséquence, les rentes et les anticipations dépendent de la productivité de la terre et des évolutions de la PAC, du prix du bois et de la demande résidentielle et de loisirs (Cavailhès, 2002).

Bien que la littérature sur le prix des terres agricoles soit abondante, ce n'est pas l'objet du papier que d'en faire une synthèse exhaustive. Les études les plus nombreuses cherchent à expliquer l'évolution temporelle du prix des terres, en s'appuyant sur des développements théoriques et empiriques de la formule de capitalisation de Ricardo (voir à titre d'exemples Just et Miranowski, 1993 ; Weersink *et al.*, 1999 ; Cavailhès et Degoud 1995 et Cavailhès *et al.* 1996, pour les études françaises). Nous évoquerons ici un autre type d'études, essentiellement

<sup>2</sup> Appartient-elle au propriétaire ou au fermier qui exploite la terre ?

empiriques, qui s'intéresse aux différences spatiales du prix de la terre agricole. Les auteurs utilisent des modèles hédonistes pour valoriser les caractéristiques agricoles de la terre.

Dans le prolongement des travaux pionniers de Rosen (1974), Palmquist (1989) a développé un modèle hédoniste qui s'applique au facteur de production différencié qu'est la terre. Il distingue les caractéristiques qui peuvent être changées par le propriétaire de la terre et les caractéristiques exogènes dont le prix est fixé par la demande. Les preneurs et les bailleurs maximisent leur profit. La fonction de prix hédoniste est le résultat de l'enchère des preneurs et de l'offre des bailleurs. A l'équilibre, l'enchère marginale des preneurs et le coût marginal des bailleurs, pour une augmentation marginale d'une caractéristique de la terre, sont égaux au prix implicite marginal de la caractéristique. En ce qui concerne l'épandage, on a affaire à une caractéristique exogène fixe, le quota d'azote à l'hectare, dont le prix hédoniste varie en fonction de la situation des marchés locaux, c'est-à-dire de la demande d'épandage agrégée. Cette dernière est appréciée par la densité de porcins dans notre application empirique.

Palmquist et Danielson (1989) ont mesuré sur des données individuelles la plus-value foncière du drainage et du contrôle de l'érosion, pour les comparer aux coûts des améliorations correspondantes et en déduire des besoins en aide publique. En France, Michalland (1996) a cherché sans succès à valoriser la possibilité d'irriguer, pour approcher la demande en eau. Faute d'information suffisante sur les transactions notifiées par les SAFER, l'étude utilise des données moyennes à l'échelle de la petite région agricole (région Midi-Pyrénées). Xu *et al.* (1993) et Faux et Perry (1999) ont réalisé, aux Etats-Unis, des études similaires à celle de Michalland (*ibid.*) dont les résultats empiriques sont plus probants, probablement du fait de l'utilisation de micro-données. Bastian *et al.* (2002) apportent également des arguments empiriques allant dans ce sens, bien que l'étude de l'impact de l'irrigation sur le prix des terres ne soit pas leur but premier. Goodwin *et al.* (2003) tentent, quant à eux, d'expliquer les variations spatiales du prix des terres en fonction de la valeur des aides publiques agricoles et environnementales. Plus récemment, Plantinga *et al.* (2002) et Patton et McErlean (2003) ont incorporé des autocorrélations spatiales dans le prix des terres aux Etats-Unis et en Irlande respectivement. Leurs résultats montrent que les prix des terres sont corrélés localement parce que des parcelles (ou comtés) adjacentes, ou proches, ont des caractéristiques communes<sup>3</sup>.

Dans ces travaux, les autres variables explicatives du prix de la terre sont la qualité de la terre ou sa productivité (rendement), les activités pratiquées sur les terres et les quotas. La rente foncière n'est pas explicitement utilisée, d'une part, parce qu'il s'agit d'identifier ses composantes, d'autre part, parce que les données spatialisées sur la rente sont très difficiles à obtenir. Le taux d'intérêt n'intervient pas non plus, car les estimations sont pratiquées sur des coupes. Les auteurs insistent sur l'importance de disposer de données individuelles.

---

<sup>3</sup> Très récemment, Brasington et Hite (2005) ont mis en évidence de telles corrélations pour le marché de l'immobilier aux Etats-Unis.

Le prix de la terre agricole est également soumis à de fortes influences urbaines qui se font sentir loin des villes. Cavailhès et Wavresky (2002) observent la baisse continue du prix des fonds à usage agricole quand on s'éloigne de Dijon. Le prix de la terre est la somme de la capitalisation de la rente agricole et de la plus-value urbaine attendue. Cette dernière est plus élevée près des villes, en raison d'une rente résidentielle plus élevée et d'une probabilité de conversion plus grande. L'influence urbaine est souvent prise en compte dans les études (voir notamment Palmquist et Danielson, 1989 ; Xu *et al.*, 1993 ; Shi *et al.*, 1997). Shi *et al.* (1997) expliquent le prix moyen de la terre des comtés de Virginie en utilisant un indice d'influence urbaine, égal à la population de la métropole la plus proche divisée par le carré de la distance au comté.

## Modélisation microéconomique

Vukina et Wossink (2000) minimisent le coût d'un producteur qui loue des quotas porcins pour résorber les excédents de phosphates de son élevage, comme cela est possible aux Pays-Bas. Notre modèle distingue deux producteurs, un producteur spécialisé en élevage hors-sol et un agriculteur spécialisé en production végétale. Les producteurs pratiquant la polyculture-élevage ne sont que des combinaisons de ces deux cas polaires. La maximisation séparée du profit des producteurs conduit à la demande individuelle de droits d'épandage de l'éleveur et à l'offre individuelle de droits de l'agriculteur, ainsi qu'à sa demande dérivée de terre. Les prix de la terre et du droit d'épandage résultent de l'agrégation des comportements individuels à l'échelle des marchés correspondants. S'agissant d'une caractéristique exogène fixe, l'examen des fonctions d'enchère individuelles donne déjà des informations intéressantes pour comprendre le phénomène de capitalisation des droits d'épandage.

L'éleveur produit sans terre une quantité de viande  $y_a$  (prix  $p_a$ ), à partir d'un input  $X$  (prix  $c$ ), selon la technologie  $f^a(X)$ . Il co-produit une quantité d'azote égale à  $\beta y_a$ , où  $\beta$  est le ratio de rejets azotés par kg de viande produite, qui correspond à la norme CORPEN (Comité d'orientation pour la réduction de la pollution de l'eau par les nitrates). Il utilise deux techniques de résorption de l'azote : l'épandage et une technologie de traitement du lisier. Il résorbe  $E$  unités d'azote par épandage chez les agriculteurs, à un prix de location  $r$  qui s'établit sur le marché de droits local, et  $R$  unités d'azote par traitement à un coût  $g(R)$ . Pour satisfaire les obligations de la directive Nitrate, tout l'azote produit doit être épandu ou traité. Afin de simplifier le modèle, on considère que les coûts de transport des déjections sont négligeables<sup>4</sup>.

L'agriculteur produit une quantité de végétal  $y_v$  (prix  $p_v$ ), à partir de terres  $T$  (prix  $w$ ), d'azote minéral  $M$  (prix  $m$ ) et d'azote organique  $N$  provenant des élevages, qu'il accepte d'accueillir sur ses terres au prix de marché du droit d'épandage, soit  $r$ . Sa fonction de production est  $f^v(T, M, N)$ . Les coûts unitaires d'application de l'azote minéral et de l'azote organique sur les terres sont respectivement  $\varepsilon$  et  $\mu$ .

<sup>4</sup> Ils viendraient diminuer la demande de droits d'épandage.

La fertilisation azotée doit être équilibrée, conformément à la directive Nitrate.  $\alpha$  représente la norme d'épandage d'azote total à l'hectare, au-dessus de laquelle les excédents apparaissent. En fait, la contrainte réglementaire a été élargie en ce sens que nous avons pris en compte les apports d'azote minéral, dans l'esprit de la directive Nitrate, qui vise à terme un bilan azoté équilibré quelle que soit l'origine de la fertilisation. On verra que cette prise en compte du minéral, qui n'est pas vraiment effective aujourd'hui en France puisque la norme se limite à l'azote organique, fait apparaître une offre élastique de droits d'épandage.

L'existence d'un optimum est conditionnée à l'hypothèse de rendements décroissants sur  $f^a$  et  $f^v$  (i.e.  $\partial^2 f^a / \partial X^2 < 0$ ,  $\partial^2 f^v / \partial T^2 < 0$ ,  $\partial^2 f^v / \partial M^2 < 0$ ,  $\partial^2 f^v / \partial N^2 < 0$ ), ainsi qu'à l'hypothèse de coûts marginaux croissants sur  $g$  (i.e.  $\partial^2 g / \partial R^2 > 0$ ).

La maximisation du profit de l'éleveur s'écrit :

$$\text{Max}_{X,R,E} \pi_a = p_a y_a - cX - g(R) - rE$$

avec :  $y_a = f^a(X)$

sous contrainte :  $\beta y_a = E + R$ .

Les conditions du premier ordre (1), (2) et (3) associées à ce programme sont déterminées par la résolution d'un lagrangien, où  $\lambda$  est le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte de résorption de l'azote produit sur l'élevage.

$$p_a \frac{\partial f^a}{\partial X} - c - \lambda \beta \frac{\partial f^a}{\partial X} = 0 \quad (1)$$

$$-\frac{\partial g}{\partial R} + \lambda = 0 \quad (2)$$

$$-r + \lambda = 0 \quad (3)$$

On déduit (4) des conditions du premier ordre.

$$r = \frac{\partial g}{\partial R} = \frac{p_a \frac{\partial f^a}{\partial X} - c}{\beta \frac{\partial f^a}{\partial X}} \quad (4)$$

Les relations (1) et (2) indiquent que l'éleveur égalise le profit marginal tiré de l'input  $X$  ramené à l'unité d'azote produite et le coût marginal de traitement, au prix du droit d'épandage. Ces deux relations représentent la demande individuelle inverse de droits d'épandage, selon que l'alternative à l'épandage la moins coûteuse est la réduction du cheptel ou le traitement du lisier. On voit que le producteur a intérêt à émettre de l'azote organique tant que le profit marginal par unité d'azote produite est supérieur au coût marginal de traitement du lisier. Les producteurs qui ont un profit marginal inférieur au prix du droit ont intérêt à réduire leur cheptel. Si on



diminue artificiellement le coût du traitement par des subventions, on augmente le recours au traitement et le niveau de production.

La maximisation du profit de l'agriculteur s'écrit :

$$\text{Max}_{T,M,N} \pi_v = p_v y_v - wT - (m + \varepsilon)M + (r - \mu)N$$

avec :  $y_v = f^v(T, M, N)$

sous contrainte :  $M+N = \alpha T$

Les conditions du premier ordre (5), (6) et (7) associées à ce programme sont déterminées par la résolution d'un lagrangien, où  $\lambda$  est le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte d'équilibre du bilan azoté de l'exploitation.

$$p_v \frac{\partial f^v}{\partial T} - w + \lambda \alpha = 0 \quad (5)$$

$$p_v \frac{\partial f^v}{\partial M} - (m + \varepsilon) - \lambda = 0 \quad (6)$$

$$p_v \frac{\partial f^v}{\partial N} + (r - \mu) - \lambda = 0 \quad (7)$$

On déduit (8) des conditions (5) et (7). Parallèlement, on déduit (9) des conditions (6) et (7).

$$w = p_v \left( \frac{\partial f^v}{\partial T} + \alpha \frac{\partial f^v}{\partial N} \right) + \alpha(r - \mu) \quad (8)$$

$$r = p_v \left( \frac{\partial f^v}{\partial M} - \frac{\partial f^v}{\partial N} \right) - m + (\mu - \varepsilon) \quad (9)$$

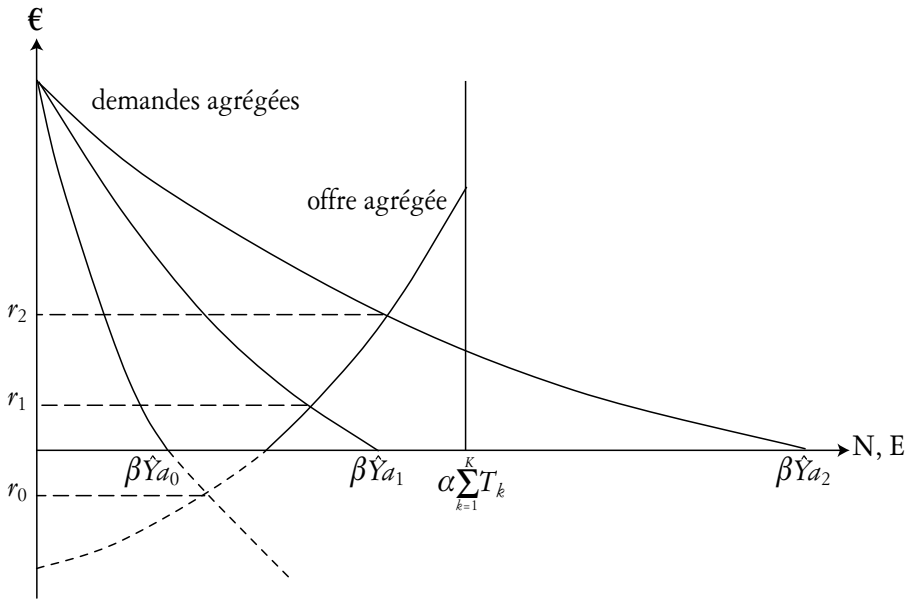
La relation (8) montre que la demande individuelle inverse de terre est la somme de la productivité marginale en valeur de la terre, corrigée par la productivité de l'azote organique, et de la rente d'épandage à l'hectare, nette du coût d'application de l'azote organique.

Par ailleurs, la relation (9) indique que le producteur égalise le coût marginal de substitution de l'azote organique à l'azote minéral au prix du droit d'épandage. Ce coût marginal est constitué de trois composantes : la différence des productivités marginales en valeur de l'azote minéral et de l'azote organique, l'économie du prix du minéral, la différence des coûts unitaires d'application<sup>5</sup>. Le coût marginal est probablement d'abord négatif pour les premiers kilos d'azote organique substitués, car la différence des productivités et l'économie d'engrais, toutes deux négatives, sont

<sup>5</sup> Le coût unitaire d'application de l'azote organique, qu'il s'agisse de matériel ou de travail, est supérieur à celui de l'azote minéral, notamment parce que les engrais sont beaucoup plus concentrés en azote que les lisiers, riches en eau. Cette différence est donc toujours positive.

supérieures à la différence des coûts d'application (voir figure 2). Il représente donc un gain, c'est-à-dire un consentement à payer pour disposer de lisier. Puis le coût marginal s'annule et devient positif, car la différence des productivités, positive cette fois, et celle des coûts d'utilisation l'emportent sur l'économie de minéral. Dans le premier cas, l'agriculteur utilisera spontanément l'azote organique qui améliore son profit, dans le deuxième cas, il augmentera l'azote organique si le coût de substitution est compensé par une incitation économique. Cette relation représente l'offre individuelle inverse de droits d'épandage par l'agriculteur. Le marché de l'épandage incite l'agriculteur à offrir plus de droits d'épandage par réduction du minéral.

Figure 2. Marché de droits d'épandage et fixation du prix des droits dans des zones de densité animale différentes



L'agrégation à l'ensemble des exploitations permet de montrer que la rente d'épandage se capitalise dans le prix de la terre, ce qui justifie l'emploi de la méthode des prix hédonistes pour en mesurer la valeur. En outre, l'agrégation permet également de définir les offres et demandes agrégées de droits d'épandage et d'inférer que la densité animale influe sur le niveau de la rente. Cette hypothèse, qui sera testée empiriquement, implique qu'on se situe dans le cadre d'un équilibre de court terme. A long terme, la délocalisation des élevages devrait se traduire par une uniformisation de la densité animale et du prix du foncier, comme cela a été montré aux Pays-Bas par Vukina et Wossink (2000). On n'observe pas encore ce phénomène en Bretagne, car le nombre de producteurs évolue moins vite que la réglementation, plus récente qu'aux Pays-Bas (voir *supra*).

La résolution du programme de l'agriculteur définit une demande optimale de terre  $T^* = T^*(w, p_v, m, r, \alpha, \varepsilon, \mu)$  pour chaque exploitation.

Le prix d'équilibre du foncier est alors solution de

$$\sum_{i=1}^I T_i^*(w^*, p_v, m, r, \alpha, \varepsilon, \mu) = \bar{T},$$

où  $I$  est le nombre d'exploitations intervenant sur le marché foncier, soit  $w^* = w^*(\bar{T}, p_v, m, r, \alpha, \varepsilon, \mu)$ .

Parallèlement, la résolution des programmes de l'éleveur et du cultivateur permet de définir, respectivement, une demande optimale de droits d'épandage  $E^* = E^*(c, p_a, r, \beta)$  et une offre optimale de droits d'épandage  $N^* = N^*(w, p_v, m, r, \alpha, \varepsilon, \mu)$ .

Le prix d'équilibre du droit d'épandage est alors solution de

$$\sum_{j=1}^J E_j^*(c, p_a, r^*, \beta) = \sum_{k=1}^K N_k^*(w, p_v, m, r^*, \alpha, \varepsilon, \mu), \text{ où } J \text{ est le nombre d'éleveurs}$$

et  $K$  le nombre de cultivateurs sur le marché de l'épandage,

d'où  $r^* = r^*(c, p_a, \beta, w, p_v, m, \alpha, \varepsilon, \mu)$ .

La figure 2 représente plusieurs équilibres du marché de l'épandage. Il peut s'agir de différents marchés dans l'espace, caractérisés par une offre agrégée et une surface identiques, mais des concentrations animales différentes. La figure 2 peut aussi représenter l'évolution d'un même marché dans le temps, au fur et à mesure que la concentration animale se modifie. Les fonctions de demande agrégées coupent l'origine au niveau de production d'azote ( $N$ ) observé en l'absence de réduction du cheptel, qui, rapporté à la surface de la zone, s'interprète comme une densité animale. On a considéré trois niveaux de production agrégée différents :  $\beta Y_{a0}$ ,  $\beta Y_{a1}$ ,  $\beta Y_{a2}$ . On observe que le prix d'équilibre du droit d'épandage augmente avec la densité animale. Lorsque la zone est globalement en déficit d'azote organique, le prix d'équilibre peut être négatif (cas de  $r_0$ ), ce que Mahé et Ortalo-Magné (2001) avaient déjà évoqué. Dans ce cas, les éleveurs sont incités à produire du lisier à perte en raison de sa valeur fertilisante. Cependant, les prix positifs apparaissent avant que la zone soit globalement en excédent d'azote organique, en raison de la montée du coût marginal de substitution de l'azote organique à l'azote minéral. Par ailleurs, on voit implicitement que la baisse de la demande d'épandage induite par la subvention du traitement conduirait à la baisse des prix et à un recours accru à la fertilisation minérale.

La réglementation concernant la pollution des élevages a beaucoup évolué au cours des dernières années. D'une part, on a observé une intensification de la pression réglementaire sur les élevages. L'application de la directive Nitrates sur le terrain a commencé en 1996, avec la mise en place du premier programme d'action et des programmes de résorption, dont les mesures étaient assez peu contraignantes. Les mesures spécifiques aux ZES, comme l'obligation de traitement des excédents des exploitations les plus importantes et le plafonnement des surfaces d'épandage, ont été arrêtées en 1998 par la circulaire Le Pensec-Voyonet, puis confirmées en 2001 dans le deuxième programme d'actions de la directive Nitrates. Au cours de cette période, la norme d'azote organique par hectare épandable a été abaissée de 210 kg à 170 kg.

Enfin, la redevance pollution prévue dès 1993 dans le PMPOA (Programme de maîtrise des pollutions d'origine animale) a été appliquée à partir de 1999. D'autre part, des progrès techniques en élevage, notamment en génétique et nutrition, ont permis de réduire les rejets azotés des animaux, ce qui s'est traduit par une révision à la baisse des normes CORPEN des porcs et des volailles<sup>6</sup>.

Pour montrer comment ces évolutions affectent le prix des terres, on dérive la demande individuelle inverse de terre en fonction de  $\alpha$  et  $\beta$ . On considère que la quantité d'azote  $R$ , résorbée par le traitement du lisier, s'ajuste aux variations de  $\alpha$  et  $\beta$ , et que le niveau de production animale, la terre et le minéral restent constants. On effectue les calculs dans le cas d'un marché à un éleveur et un agriculteur.

$$\frac{\partial w(\alpha)}{\partial \alpha} = p_v \frac{\partial f^v}{\partial N} + (r - \mu) - \alpha T \frac{\partial^2 g}{\partial R^2} \quad (10)$$

$$\frac{\partial w(\beta)}{\partial \beta} = \alpha y_a \frac{\partial^2 g}{\partial R^2} \quad (11)$$

Les relations (10) et (11) indiquent que le sens de variation du prix de la terre dépend de la nature du coût marginal de la technologie de résorption. Ce dernier doit être croissant pour que les conditions du second ordre de la maximisation du profit soient vérifiées. Alors, le prix de la terre diminue quand on réduit la norme CORPEN. En revanche, le sens de variation du prix de la terre avec  $\alpha$  est ambigu. Il est effectivement nécessaire que le coût marginal du traitement soit croissant pour que le prix de la terre augmente quand on accentue la pression réglementaire, mais ce n'est pas suffisant. Cependant, certains travaux empiriques montrent qu'il existe des économies d'échelle dans la technologie de traitement du lisier (Poux et Barbut, 1997). Dans ce cas, le prix de la terre diminuerait avec le durcissement des normes d'épandage.

## Application : mise en évidence de la rente d'épandage sur le marché foncier breton

### Données et modèles

L'application a porté sur une base de données de la SBAFER (Société bretonne d'aménagement foncier et d'établissement rural), qui recensait l'ensemble des transactions foncières, notifiées par les notaires, réalisées en Bretagne entre janvier 1994 et mars 2000, soit 23 166 mutations. Outre le prix et la surface du fonds, les informations codifiées concernent notamment le vendeur et l'acquéreur, la nature cadastrale prédominante (terre, prés, etc.), l'existence de bâtiments, le mode de

---

<sup>6</sup> En revanche, les normes CORPEN des vaches laitières ont été revalorisées en 2001.

transaction (amiable ou préemption), la destination du fonds (agricole ou autre), l'existence d'un bail. Afin d'éliminer un certain nombre de facteurs de variation du prix des terres, difficilement contrôlables, un tri des mutations a été effectué. On a ainsi supprimé les mutations :

- comportant des bâtiments,
- dont la destination agricole n'est pas certaine,
- dont la nature cadastrale est différente de terre, prés, parcours et landes productifs,
- dont la SAU (surface agricole utile) représente moins de 95 % de la surface totale,
- faisant l'objet de préemption,
- pour lesquelles les variables communales incluses dans les modèles étaient inconnues car protégées par le secret statistique.

L'étude a été restreinte aux communes rurales non littorales, d'une surface supérieure à 100 ha de SAU, sur la base du complément rural du zonage en aire urbaine de l'INSEE, datant de 1997. Parallèlement, on n'a pas conservé les mutations des communes des petites régions agricoles atypiques par leurs productions et leurs qualités agronomiques. Enfin, après élimination des mutations correspondant aux queues de distribution<sup>7</sup> du prix par hectare et de la surface du fonds, 7 084 observations ont été retenues pour l'analyse.

Le prix par hectare hors taxes et frais de négociation a été expliqué en utilisant les trois formes fonctionnelles classiques de la littérature sur les prix hédonistes : linéaire, semi-log et log-log. Ces modèles sont estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires. Nous avons également spécifié un modèle de Box-Cox où la transformation porte sur la variable dépendante. Ce modèle est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance. Les variables explicatives se divisent en deux catégories : les informations sur les mutations individuelles et les caractéristiques des communes où ont lieu les mutations (*cf.* tableau 1). Dans la première catégorie, on trouve la SAU du fonds, la nature cadastrale prédominante<sup>8</sup>, l'existence d'un bail et l'année de vente. Bien que la période de notification soit courte, la prise en compte de l'année permet de maîtriser les variations conjoncturelles du marché, notamment celles liées au taux d'intérêt. Dans la seconde catégorie, on trouve plusieurs variables agricoles et démographiques, au niveau communal, susceptibles d'influencer le prix des terres.

La proportion de légumes dans la SAU représente la probabilité d'avoir cette occupation du sol et la rente correspondante, particulièrement élevée en production légumière. La cartographie cantonale des rendements en blé et en maïs a été établie à dire d'expert<sup>9</sup>. Cette cartographie peu précise donne des résultats incohérents pour la modalité « faible » du blé, ce qui nous a amené à la regrouper avec la modalité

<sup>7</sup> Les queues de distributions ont été fixées à 5 %.

<sup>8</sup> Les catégories indéterminées (« terres et prés », codant les mutations comprenant à la fois des terres et des prés, et « indéterminé », qui traduit une absence d'information) ont été regroupées.

<sup>9</sup> Chambre régionale d'agriculture de Bretagne.

Tableau 1. Statistiques descriptives et origine des variables

Variable	Unité	Moyenne	Ecart-type	Source
Prix de la terre	€/ha	2925,9	1405,3	SBAFER 1994 à 2000
SAU du fonds	ha	3,90	3,08	
Bail en cours	oui=1/non=0	0,615	—	
<i>Nature cadastrale (modalités de références = « terres et prés » et « indéterminé »)</i>				
Terres	oui=1/non=0	0,883	—	
Prés	oui=1/non=0	0,023	—	
Landes	oui=1/non=0	0,009	—	
<i>Année de transaction (modalité de référence = « 1994 »)</i>				
1995	oui=1/non=0	0,192	—	
1996	oui=1/non=0	0,165	—	
1997	oui=1/non=0	0,180	—	
1998	oui=1/non=0	0,149	—	
1999	oui=1/non=0	0,110	—	
2000	oui=1/non=0	0,039	—	
Légumes	% SAU commune	0,031	0,059	RA <sup>(a)</sup> 2000
Densité vaches laitières	VL/ha SAU commune	0,495	0,059	
Irrigation	% SAU commune	0,017	0,027	
Drainage	% SAU commune	0,062	0,060	
Zone d'excédent structurel	oui=1/non=0	0,653	—	
<i>Productivité du blé (modalités de référence = « faible » et « moyenne »)</i>				CRAB <sup>(b)</sup> 2000
Productivité forte du blé	oui=1/non=0	0,654	—	
<i>Productivité du maïs (modalité de référence = « moyenne »)</i>				
Productivité forte du maïs	oui=1/non=0	0,691	—	
Productivité faible du maïs	oui=1/non=0	0,212	—	
Charge en azote porcin	kg/ha SAU commune	80,39	62,22	MSA <sup>(c)</sup> 1997
Indice influence urbaine*	habitants/km <sup>2</sup>	129,57	201,26	INSEE 1999

\* Calculé selon la méthode proposée par Shi *et al.* (1997)

<sup>(a)</sup> Recensement de l'agriculture

<sup>(b)</sup> Chambre régionale d'agriculture de Bretagne

<sup>(c)</sup> Mutuelle sociale agricole

« moyen » pour constituer la référence. La classification des petites régions agricoles (PRA), qui remonte aux années 1960, n'a plus beaucoup de sens agronomique. Cette variable a cependant été utilisée pour contrôler les variations liées à la localisation géographique. La densité de vaches laitières renseigne sur la probabilité d'avoir un quota laitier qui, bien que non marchand, augmente le prix de la terre à laquelle il est attaché.

La demande globale de terres d'épandage sur la commune a été approchée par des indicateurs de pression en azote organique. Les données sur les cheptels ont été utilisées pour calculer, à partir des normes de rejets azotés du CORPEN, la pression à l'hectare de SAU en azote d'origine porcine, en azote organique total, et en azote organique au-dessus de 170 kg (notion d'azote excédentaire). Il y a peu de transferts de lisier à distance à l'heure actuelle en Bretagne, compte tenu des coûts de transport qui augmentent rapidement avec l'éloignement<sup>10</sup>. Ceci justifie la décision prise de travailler à l'échelle statistique la plus petite, c'est-à-dire la commune et non plus le canton, même si le lisier peut venir des communes limitrophes.

Enfin, l'influence urbaine a été appréciée par la population de la commune en 1999, le revenu moyen par habitant en 1990 et un indice synthétique d'influence urbaine inspiré de Shi *et al.* (1997), calculé en divisant la population de l'agglomération de plus de 10 000 habitants la plus proche par le carré de la distance entre cette agglomération et la commune de la mutation. Nous avons retenu l'indice synthétique de Shi *et al.* (1997). Le tableau 1 donne les statistiques descriptives des variables ayant un impact significatif sur le prix des terres, ainsi que l'année d'obtention et la source.

## Résultats des estimations

Les résultats des estimations des modèles linéaire, log-linéaire et log-log<sup>11</sup> sont présentés dans le tableau 2. Ces trois modèles estimés expliquent seulement un peu plus de 30 % de la variation du prix des terres, ce qui est classique s'agissant d'un échantillon très important, constitué de données individuelles. Ainsi, Palmquist et Danielson (1989) et Pykkönen (2004) obtiennent également des  $R^2$  du même ordre de grandeur. Dans le modèle log-log, les variables explicatives transformées sont : la charge en azote porc, la charge en azote porc croisée avec les indicatrices « ZES » et « prés », la surface en légumes, le chargement en vaches laitières, l'indice d'influence urbaine et la SAU du fonds.

L'estimation par la méthode du maximum de vraisemblance du modèle de Box-Cox, classiquement employée dans les études de prix hédonistes (Faux et Perry, 1999 ; Patton et McErlean, 2003), est présentée dans le tableau 3. Le modèle transformé est décrit dans l'équation (12).

<sup>10</sup> Contrairement aux Pays-Bas, où une plus grande urgence environnementale les a imposés.

<sup>11</sup> De façon classique, nous avons porté au millième (0,001) les variables continues lorsqu'elles prenaient pour valeur zéro, de manière à pouvoir les transformer.

$$y_i^{(\lambda)} = \frac{y_i^\lambda - 1}{\lambda} = \beta x_i + \varepsilon_i \quad (12)$$

Dans ce modèle,  $y_i^{(\lambda)}$  est la transformation de Box-Cox associée à la variable dépendante  $y_i$ , ici le prix de la terre.  $\lambda$  et  $\beta$  sont les paramètres à estimer et  $\varepsilon_i$  est un terme aléatoire muni des propriétés classiques de distribution. Lorsque le coefficient de transformation  $\lambda$  tend vers 1, le modèle est équivalent à un modèle linéaire. Lorsqu'il tend vers 0, la transformation est équivalente à une transformation logarithmique.

Les différents modèles ont été estimés sous LIMDEP version 8.0. Les résidus des différents modèles violent l'hypothèse d'homoscédasticité. L'hétéroscédasticité provient de plusieurs variables dont notamment le pourcentage de terres légumières et le pourcentage de terres drainées sur la commune, l'indice d'influence urbaine et l'indicatrice des terres pour lesquelles un bail est en cours. Les résultats des modèles estimés par MCO ont été corrigés par la méthode de White (1980). Pour les modèles estimés par la méthode du maximum de vraisemblance (Box-Cox), la matrice des variances-covariances a été ajustée par l'utilisation d'un estimateur « sandwich » (méthode d'Eicker-White). Ensuite, l'abondance de variables indicatrices et de variables croisées dans les modèles estimés est susceptible de poser des problèmes de colinéarité. Nous avons analysé ce problème sur la base des facteurs d'inflation de la variance qui sont fournis pour les différents modèles dans l'annexe 2. Comme le souligne Greene (2000), des facteurs d'inflation de la variance inférieurs à 10 ne soulèvent généralement pas de problème. En revanche, Greene précise que les interprétations de ces facteurs diffèrent selon les auteurs pour les valeurs supérieures à 10. Des valeurs inférieures à 20 ou 30 sont alors acceptables. Selon ce critère, les modèles dont les variables explicatives sont spécifiées linéairement (modèles linéaire, semi-log et Box-Cox) sont les plus problématiques avec deux facteurs supérieurs à 10 (annexe 2). Les valeurs prises par les facteurs d'inflation de la variance restent toutefois acceptables selon les critères évoqués par Greene. Nous considérerons donc que les résultats proposés sont exempts de multicollinéarité.

## Discussion

Le signe des variables significatives est toujours conforme aux résultats attendus et robuste quand on passe d'un modèle à l'autre. Pour le modèle de Box-Cox,  $\lambda$  est statistiquement différent de 0 au seuil de 1 %. Ce qui nous amène à rejeter les formes fonctionnelles semi-log et log-log. La statistique de Wald correspondant à l'hypothèse du modèle linéaire (*i.e.*  $\lambda = 1$ ) vaut 1670. Elle suit un  $\chi^2$  à 1 degré de liberté, dont la valeur critique au seuil de 1 % est égale à 6,63. Nous sommes donc amenés à rejeter le modèle linéaire. Nous avons testé également la transformation de la variable dépendante par la racine carrée (*i.e.*  $\lambda = 0,5$ ). La statistique de Wald correspondante vaut 52,54 ce qui nous amène à rejeter aussi cette spécification au seuil de 1 %.



Tableau 2. Modèles hédonistes d'explication du prix de la terre (MCO)

Paramètre	Linéaire	Semi-log	Log-log
Constante	1396,560*** (150,374)	7,301*** (0,054)	7,515*** (0,059)
Productivité forte du blé	122,552** (50,621)	0,028 (0,018)	0,074*** (0,018)
Productivité forte du maïs	488,808*** (58,070)	0,174*** (0,021)	0,172*** (0,021)
Productivité faible du maïs	-141,701* (76,760)	-0,095*** (0,028)	-0,117*** (0,027)
Canton en ZES	190,701*** (53,336)	0,088*** (0,019)	0,100*** (0,018)
Charge en azote porc	5,957*** (0,782)	0,002*** (0,000)	<sup>T</sup> 0,013*** (0,003)
Azote porc × ZES	-2,079*** (0,816)	-0,001*** (0,000)	<sup>T</sup> 0,003 (0,004)
Azote porc × prés	-5,933** (1,486)	-0,002*** (0,001)	<sup>T</sup> 0,003 (0,016)
Légumes	5539,870*** (335,150)	1,565*** (0,121)	<sup>T</sup> 0,031*** (0,004)
Densité vaches laitières	1568,470*** (119,612)	0,555*** (0,043)	<sup>T</sup> 0,047*** (0,015)
Influence urbaine	0,760*** (0,078)	0,000*** (0,000)	<sup>T</sup> 0,087*** (0,006)
SAU du fonds	11,800** (4,594)	0,004*** (0,002)	<sup>T</sup> 0,027*** (0,007)
Terres	188,224*** (50,804)	0,073*** (0,018)	0,067*** (0,018)
Prés	-278,935* (146,664)	-0,194*** (0,053)	-0,332*** (0,069)
Landes	-1103,560*** (157,215)	-0,705*** (0,057)	-0,725*** (0,057)
Bail	-201,710*** (29,262)	-0,036*** (0,011)	-0,031*** (0,011)
Irrigation	2167,710*** (718,120)	0,767*** (0,259)	2,155*** (0,241)
Drainage	570,164 (350,252)	0,303** (0,126)	0,445*** (0,127)
R <sup>2</sup> ajusté	0,320	0,323	0,314

Les écart-types robustes figurent entre parenthèses.

\*\*\*, \*\*, \* désignent les variables significatives aux seuils de 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

<sup>T</sup> identifie les variables transformées par leur logarithme dans le modèle log-log.

Par ailleurs, nous avons estimé un modèle avec une transformation de Box-Cox sur la charge en azote porc, par la méthode des moindres carrés non-linéaires et par la méthode du maximum de vraisemblance<sup>12</sup>. Quel que soit l'algorithme d'optimisation utilisé, nous n'avons pas pu obtenir la convergence du modèle. C'est pourquoi nous nous sommes limités à la transformation de la variable dépendante.

Le calcul du prix marginal implicite d'une caractéristique, où son effet marginal doit, du fait de la non-linéarité du modèle, tenir compte des résidus ( $\hat{\varepsilon}_i$ ) estimés (Abrevaya, 2002)<sup>13</sup>. On construit alors un estimateur du prix des terres ( $\hat{y}(x, \hat{\lambda}, \hat{\beta})$ ) à partir de la relation (12) pour obtenir (13), comme le montre Abrevaya.

$$\begin{aligned}\hat{y}(x, \hat{\lambda}, \hat{\beta}) &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \hat{\lambda}(x' \hat{\beta} + \hat{\varepsilon}_i) + 1 \right)^{1/\hat{\lambda}} \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \hat{\lambda}(y_i^{\hat{\lambda}}) + (x - x_i)' \hat{\beta} + 1 \right)^{1/\hat{\lambda}}\end{aligned}\quad (13)$$

L'estimateur (13) du prix des terres est une fonction des paramètres estimés du modèle et du niveau des caractéristiques (vecteur  $x$ ). Le prix implicite d'une caractéristique est alors donné par  $\partial y(x, \lambda, \beta) / \partial x$ . Dans notre cas, on calcule cet effet marginal au point moyen de l'échantillon soit en  $\bar{x}$ . Le prix implicite d'un élément  $k$  du vecteur  $x$  des caractéristiques est alors donné par (14) :

$$\frac{\partial \hat{y}(\bar{x}, \hat{\lambda}, \hat{\beta})}{\partial x_k} = \frac{\hat{\beta}_k}{n} \sum_{i=1}^n \left( \hat{\lambda}(y_i^{\hat{\lambda}}) + (\bar{x} - x_i)' \hat{\beta} + 1 \right)^{(1-\hat{\lambda})/\hat{\lambda}} \quad (14)$$

De même, l'effet marginal en pourcentage au point moyen est donné par  $\partial \hat{y}(\bar{x}, \hat{\lambda}, \hat{\beta}) / \hat{y}(\bar{x}, \hat{\lambda}, \hat{\beta}) \partial x$  et l'élasticité au point moyen du prix de la terre par rapport à une caractéristique est égale à  $\partial \hat{y}(\bar{x}, \hat{\lambda}, \hat{\beta}) \bar{x}_k / \hat{y}(\bar{x}, \hat{\lambda}, \hat{\beta}) \partial x$ . Ces différents éléments d'analyse de la composition du prix des terres agricoles sont évalués au point moyen de l'échantillon et sont présentés dans le tableau 3.

L'existence d'un bail diminue significativement le prix de la terre, mais seulement de 5 %. L'indice d'influence urbaine augmente très significativement le prix de la terre, alors que les caractéristiques démographiques de la commune n'ont pas d'effet. Ce résultat est conforme aux études incluant ce type d'indicateur (Shi *et al.*, 1997 ; Xu *et al.*, 1993). Les terres valent 21 % de plus que les prés et le prix des landes est 53 % en dessous de la référence (terres et prés). On observe ainsi qu'un

<sup>12</sup> Le modèle estimé est  $P = \alpha + \beta_1 \cdot N^{(\theta)} + \beta_2 \cdot N^{(\theta)} \cdot D_{ZES} + \beta_3 \cdot N^{(\theta)} \cdot D_{prés} + \beta \cdot Z + \varepsilon$ , où  $N^{(\theta)}$  est la charge en azote porc,  $P$  le prix de la terre,  $D_{ZES}$  et  $D_{prés}$  les indicatrices pour les ZES et les prés,  $Z$  les autres variables explicatives et  $\alpha$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$ ,  $\beta$  et  $\theta$  les paramètres à estimer.

<sup>13</sup> Cette méthode donne des estimations non-biaisées, contrairement à la méthode dite « naïve » (Greene, 2000, p. 453), où  $\partial y / \partial x_k = \hat{\beta}_k / \bar{y}^{\hat{\lambda}-1}$ .

Tableau 3. Modèles hédonistes d'explication du prix de la terre (Box-Cox)

Paramètre	Moyenne (Ecart-type)	Prix marginal implicite <sup>Δ</sup>	Prix marginal en pourcentage <sup>Δ</sup>	Elasticité <sup>Δ</sup>
Constante	41,98*** (3,42)	—	—	—
Productivité forte du blé	0,81* (0,39)	100,66	3,52	0,023
Productivité forte du maïs	3,88*** (0,63)	481,12	16,82	0,116
Productivité faible du maïs	-1,65*** (0,60)	-203,91	-7,13	-0,015
Canton en ZES	1,75*** (0,45)	216,64	7,58	0,049
Charge en azote porc	0,05*** (0,01)	6,01	0,21	0,169
Azote porc × ZES	-0,02*** (0,01)	-2,22	-0,08	-0,050
Azote porc × prés	-0,05*** (0,01)	-5,63	-0,20	-0,003
Légumes	37,47*** (5,19)	4644,81	162,41	0,051
Densité vaches laitières	12,16*** (1,69)	1507,66	52,72	0,261
Influence urbaine	0,01*** (0,00)	0,69	0,02	0,031
SAU du fonds	0,10*** (0,04)	12,67	0,44	0,017
Terres	1,55*** (0,42)	191,53	6,70	0,059
Prés	-3,25*** (1,15)	-403,40	-14,11	-0,003
Landes	-12,15*** (1,77)	-1506,35	-52,67	-0,005
Bail	-1,15*** (0,26)	-141,98	-4,96	-0,031
Irrigation	17,22*** (5,74)	2133,86	74,61	0,013
Drainage	5,70** (2,69)	706,31	24,70	0,015
$\lambda$	0,39*** (0,01)	—	—	—
$\sigma^2$	74,92*** (17,57)	—	—	—
Pseudo- $R^2$ (McFadden)	0,572			
Log-L à la convergence	-25 341			

Les écart-types robustes figurent entre parenthèses.

\*\*\*, \*\*, \* désignent les variables significatives aux seuils de 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

<sup>Δ</sup> Calculs effectués au point moyen de l'échantillon par la méthode d'Abrevaya (2002).

hectare de terre vaut 192 € de plus que la référence, tandis qu'un hectare de prés vaut 403 € de moins. Une terre à légumes est 162 % plus chère qu'une terre conventionnelle. Les écarts de rendement en maïs provoquent une variation du prix de la terre de 24 %. Le prix de la terre augmente de 53 % lorsque la densité laitière progresse d'une vache par hectare, ce qui correspond à une valorisation moyenne de 0,26 € par kg de quota laitier, compte tenu des rendements laitiers moyens en Bretagne à l'époque de l'étude<sup>14</sup>. La valeur globale du quota laitier est probablement plus élevée, dans la mesure où elle ne se répercute pas seulement sur le prix de la terre, mais également sur la valeur du cheptel, du matériel et des bâtiments. Une parcelle irriguée vaut 75 % plus cher qu'une parcelle non irriguée. Le prix implicite de l'irrigation est d'environ 2 100 €. Ce résultat est semblable à ceux de Bastian *et al.* (2002) et Faux et Perry (1999) aux Etats-Unis. Une parcelle drainée vaut 25 % plus cher qu'une parcelle qui ne l'est pas, soit 706 € par hectare. Enfin, la superficie du fonds influence positivement le prix de la terre. Bien que ce résultat soit contraire à ceux trouvés par certains auteurs (Pykkönen, 2004 ; Patton et McErlean, 2003 ; Xu *et al.*, 1993), nous pensons qu'il n'est pas improbable. Ces auteurs justifient l'obtention d'un signe négatif par de plus faibles coûts de transaction à l'hectare pour les grandes parcelles. Cependant, comme l'indiquent Boisvert *et al.* (1997), le signe positif que nous obtenons peut également traduire un consentement à payer positif pour des parcelles remembrées, dont les coûts marginaux de mise en culture et de récolte sont certainement plus faibles<sup>15</sup>. Ici, l'hectare additionnel à la transaction se traduit par un prix à l'hectare supérieur de 13 €.

Avec un *t* de Student le plus souvent supérieur à 6, la densité de porcs fait partie des variables les plus significatives. En moyenne (ZES et hors ZES), le prix de la terre augmente de 0,17 % par kg d'azote porc en plus à l'hectare de SAU, soit 4,4 €, ce qui représente une différence maximale de 2 500 € par hectare entre les communes sans porcs et les communes où la présence de porcs est la plus dense. Si on convertit le prix de la terre en rente annuelle avec un taux d'intérêt à 4 %, cela représente une valeur de location du droit d'épandage de 0,18 € supplémentaire par kg d'azote porcin en plus à l'hectare, soit une valeur maximale d'environ 100 € par hectare dans les communes les plus chargées. Le prix de la terre étant par ailleurs fonction de la qualité des sols et des rendements en céréales et en lait, on peut en effet penser que l'effet de l'azote porc capture la rente liée aux contraintes d'épandage. Cette hypothèse est corroborée par les techniciens de la SBAFER qui observent la montée des prix due à la surenchère des éleveurs de porc, également évoquée par les analystes du SCEES Bretagne (2003). On obtient des *t* de Student inférieurs quand on remplace l'azote porc par l'azote organique total<sup>16</sup> ou l'azote organique excédentaire, qui lui sont pourtant corrélés. Ces résultats s'expliquent par la connaissance du contexte breton. Bien que plus de la moitié de l'azote organique produit en Bretagne soit d'origine bovine, l'excédent azoté – et donc la demande de terres d'épandage – est pour l'essentiel dû aux exploitations de

<sup>14</sup> 6 000 kg en moyenne sur la période d'étude.

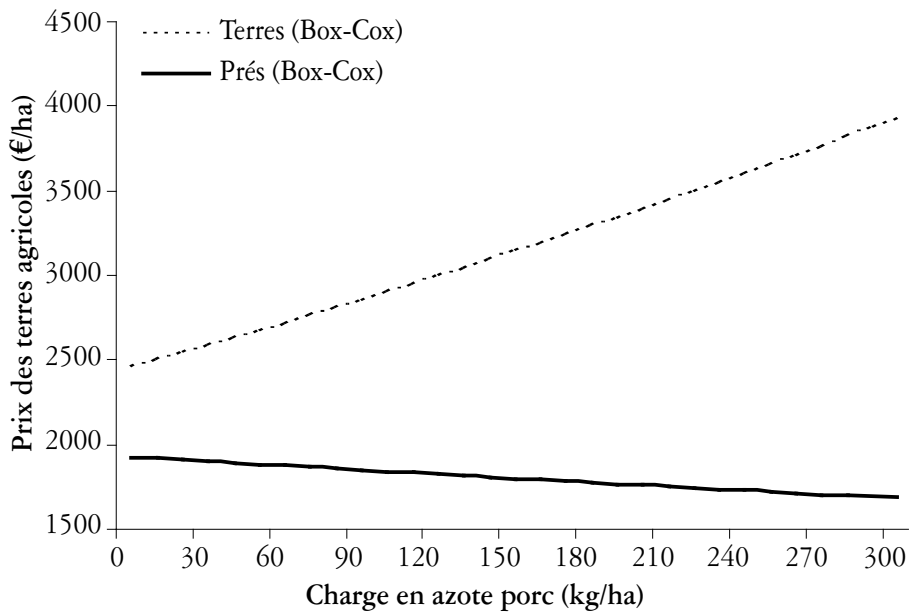
<sup>15</sup> Cette situation est plus particulièrement celle de la Bretagne où les exploitations et le parcellaire sont petits.

<sup>16</sup> Somme des productions d'azote des bovins, des porcs et des volailles.

porcs et de volailles, qui sont des productions « hors-sol » (Thouzeau et Guillemot, 1997 ; Sauvée, 2002). Les bovins étant liés au sol, l'effet de la densité laitière reflète donc la valeur du quota laitier et non celle d'une rente d'épandage capitalisée. Par ailleurs, les déjections avicoles étant souvent exportées vers les régions céréalières, elles participent peu à la demande d'épandage locale (Poux et Barbut, 1997).

Sachant que l'utilisation de l'azote organique est principalement concentrée sur le maïs et les prairies (Cébron et Ferron, 2003), nous avons introduit dans nos modèles des variables croisées entre le chargement en azote porc et l'utilisation du sol (indicatrices terres et prés). Le prix des terres évolue différemment en fonction de la pression en azote porc, selon qu'il s'agit de terres labourables ou de prairies (figure 3). En effet, l'élasticité du prix des terres labourables par rapport à la pression d'azote porc est de 0,13, alors que pour les prairies, elle est très faible ( $-0,03$ )<sup>17</sup>. Les prairies ont probablement une valeur d'épandage, mais la valeur liée à la productivité de la terre n'existe pas pour les éleveurs de porcs qui ne peuvent produire ni aliments du bétail, ni cultures de vente.

Figure 3. Impact de la charge en azote porc sur le prix des terres et des prairies



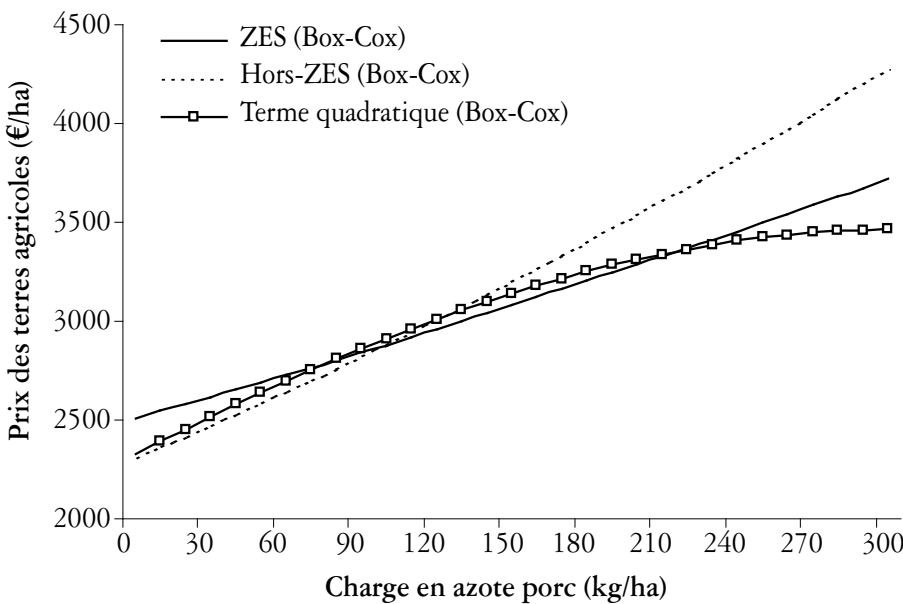
Par ailleurs, nous avons effectué une distinction entre les zones en excédent structurel (ZES) et les autres zones, sur la base du zonage de 1994<sup>18</sup>. Le prix de la

<sup>17</sup> Notons également que le coefficient négatif pour les prairies est dû au paramètre de la variable croisée « azote porc et ZES ». Hors ZES, l'élasticité du prix des prairies par rapport à la charge en azote porc est quasiment nulle.

<sup>18</sup> Suite à la révision des normes CORPEN, ce zonage a été actualisé en 2002.

terre croît plus fortement avec la pression en azote porc dans les zones de faible chargement que dans les zones en ZES (figure 4). En l'absence de la variable croisée ZES, l'introduction d'un terme quadratique sur l'azote porc permet de montrer que ces courbes s'interprètent comme une rupture de pente. En effet, avec un terme quadratique, le modèle se comporte comme le modèle « hors ZES » pour des pressions en azote porc inférieures à 100 kg d'azote par hectare, puis il se comporte comme le modèle « ZES ». Ainsi, lorsque la pression en azote porc s'accroît, le prix de la terre augmente de moins en moins vite. Cette observation fait penser aux mesures réglementaires mises en place dans les ZES depuis 1998, afin de rendre les terres d'épandage accessibles aux petits élevages : obligation de traitement des excédents imposée aux plus gros élevages, limitation des échanges par instauration de plafonds d'épandage. Ces mesures, ainsi que la politique d'aides publiques au traitement, devraient avoir pour effet de faire baisser la tension sur les marchés de l'épandage en ZES <sup>19</sup>. Cependant, comme ces mesures sont apparues à la fin de notre période d'étude, le plafonnement du prix de la terre en ZES traduit plus vraisemblablement les limites de l'efficacité de l'action réglementaire, notamment pour faire respecter la législation sur les épandages (voir Baron *et al.*, 2001).

Figure 4. Impact de la charge en azote porc sur le prix des terres agricoles en ZES et hors ZES



Note : La forme quadratique est la suivante :  $\text{Prix}^{(\lambda)} = \alpha + 0,05762 \times N_{\text{porc}} - 0,000095 \times N_{\text{porc}}^2$ . Les *t*-statistiques des deux termes sont 7,31 et - 5,09 respectivement,  $\alpha$  représente toutes les autres variables explicatives mises à la moyenne et  $\lambda$  vaut 0,39.

<sup>19</sup> A quoi il faut ajouter les économies d'échelle sur le traitement.

Il n'est pas facile d'expliquer l'augmentation régulière du prix de la terre, qu'on observe tous les deux ans (annexe 1). On a sans doute affaire à la combinaison de plusieurs facteurs non contrôlés, sans qu'on puisse isoler chaque effet. Le taux d'intérêt a fluctué au cours de la période d'étude, avec des décrochements en 1995, en 1997 surtout et en 2000. *A contrario*, la réforme de l'agenda 2000 en 1999, qui prévoyait la baisse des prix agricoles, aurait dû avoir un effet dépressif sur le prix des terres. Entre 1993 et 1996, le volume d'azote organique produit en Bretagne a augmenté de 4 % globalement et de 13 % pour le hors-sol (Thouzeau et Guillemot, 1997). Cependant, la croissance de l'azote organique s'est ralentie par la suite. On a testé des croisements de variables entre la pression en azote porcin et des indicatrices d'année ou un *trend*, dans l'idée que l'évolution du prix de la terre pouvait être due aux coups d'accélérateur de la politique environnementale. Ces interactions ne sont pas significatives, ce qui peut s'expliquer par les effets contradictoires de l'évolution de la norme azote à l'hectare et de la norme CORPEN, comme cela peut se voir à partir du modèle théorique, mais aussi peut-être par la politique d'aide publique à la résorption, qui stabilise son coût et donc son impact sur le prix des terres.

### Conclusion

Nous avons étudié les facteurs de variation du prix de la terre en Bretagne sur un fichier d'environ 7000 mutations individuelles. Les résultats sont très significatifs pour quelques variables clés et conformes à ce qui était attendu. Le prix de la terre dépend de la qualité des terres et de leur orientation productive, ainsi que des rendements céréaliers et des quotas laitiers. Pouvoir disposer d'informations individuelles supplémentaires sur les attributs des terres aurait permis d'améliorer la qualité des résultats.

Conformément à ce qui avait été observé par Vukina et Wossink (2000), le prix de la terre augmente lorsque la densité animale s'accroît. La modélisation micro-économique et les observations empiriques permettent de penser que cet effet est dû à la capitalisation du prix du quota d'azote épandable dans le prix de la terre. Dans leur simulation, Le Goffe et Vermersch (2004) avaient montré l'augmentation du prix du quota d'azote avec l'excédent de la zone d'échange. La densité de porcs permet la meilleure prédiction, parce qu'elle est probablement un bon indicateur de la demande agrégée de terres d'épandage.

Du point de vue économétrique, notons que nos modèles ne prennent pas en compte les corrélations spatiales du prix de la terre. Reposant sur une approche proposée par Anselin (1988 ; 1990), les études récentes du prix des terres agricoles (Plantinga *et al.*, 2002 ; Patton et McErlean, 2003) utilisent de plus en plus des modèles prenant en compte l'autocorrélation spatiale des résidus par l'introduction d'une matrice de pondération spatiale de la distance entre les observations. L'introduction récente de ces modèles repose sur l'hypothèse que les prix des terres agricoles ne sont pas seulement déterminés par leurs caractéristiques, ils reflètent également une moyenne locale du prix des terres. La prise en compte de l'autocorrélation spatiale pourrait permettre d'affiner nos résultats, cependant cette approche n'a pas pu être mise en œuvre du fait de l'absence de localisation des

parcelles sur la commune. Les autocorrélations spatiales sont partiellement prises en compte par les indicatrices des PRA.

Dans les zones les plus chargées, le prix de location du droit représenterait un coût de résorption de 1 € par kg d'azote, si on considère une fertilisation en azote organique de 100 kg/ha. Ce coût est plus élevé que le taux de la redevance pollution des élevages (0,15 à 0,30 €/kg d'azote excédentaire), mais beaucoup plus faible que les valeurs observées aux Pays-Bas ou dans la simulation de Le Goffe et Vermersch (2004), qui reflètent le coût du traitement du lisier (jusqu'à 3 €/kg d'azote). Cela signifie que les éleveurs bretons font des efforts qui vont au-delà de leur strict intérêt économique à court terme. En d'autres termes, la pression réglementaire a une certaine efficacité. L'écart avec les Pays-Bas vient de la charge animale et des redevances plus élevées dans ce pays. En Bretagne, les mesures réglementaires récentes et la politique de subvention induisent un fort développement du traitement du lisier. Avec une aide allant jusqu'à 60 % de l'investissement, le coût actuel du traitement perçu par l'éleveur est assez peu différent des prix de location que nous obtenons pour la fin des années 90. Si nos résultats sont exacts, le prix de la terre ne devrait donc pas augmenter beaucoup<sup>20</sup>, mais le coût du maintien du cheptel sera supporté par la collectivité et la réduction du minéral ne sera pas encouragée.

Ce travail pourrait être complété par la mesure empirique de l'offre et de la demande de terres d'épandage, qui seraient utiles pour évaluer les politiques de maîtrise des pollutions des élevages. Face aux difficultés posées en France par le faible développement du marché et l'opacité des transactions, l'utilisation des méthodes hypothétiques de révélation des préférences, comme l'évaluation contingente, pourrait être appropriée. Par ailleurs, des modèles bio-économiques plus intégrés permettraient de simuler les échanges d'azote organique en fonction des coûts du transport et des méthodes alternatives de résorption, à l'échelle d'une région entière, comme cela a été fait aux Pays-Bas et en Flandre (Helming, 1998 ; Reyns *et al.*, 2000) et ébauché plus récemment en France (Djaout, 2004).

## Bibliographie

- Abrevaya J. (2002). Computing marginal effects in the Box-Cox model, *Econometric Reviews*, 21, pp. 383-393.
- Anselin L. (1990). Spatial dependence and spatial structural instability in applied regression analysis, *Journal of Regional Sciences*, 30, pp. 185-207.
- Anselin L. (1988). *Spatial Econometrics : Methods and Models*, Dordrecht (NL), Kluwer Academic Publishing.

---

<sup>20</sup> C'est également le souhait des organisations agricoles.



- Baron P., Barthélémy F., Bouvier M., Martin X. et Vogler J.-P. (2001). Elevages et fonctionnement du Conseil départemental d'hygiène en Ille-et-Vilaine, Paris, Ministère de l'Aménagement du territoire et de l'Environnement.
- Bastian C.T., McLeod D.M., Germino M.J., Reiners W.A. and Blasko B.J. (2002). Environmental amenities and agricultural land values : A hedonic model using geographic information systems data, *Ecological Economics*, 40, pp. 337-349.
- Boisvert R.N., Schmit T.M. and Regmi A. (1997). Spatial, productivity and environmental determinants of farmland values, *American Journal of Agricultural Economics*, 5, pp. 1657-1664.
- Brasington D.M., Hite D. (2005). Demand for environmental quality : a spatial hedonic analysis, *Regional Science and Urban Economics*, 35(1), pp. 57-82.
- Cavailhès J. (2002). Marché foncier rural : entre l'agriculture et la ville, *Etudes foncières*, 100, pp. 20-21.
- Cavailhès J., Degoud S. (1995). L'évaluation du prix des terres en France. Une application aux effets de la réforme de la PAC, *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, 36, pp. 49-78.
- Cavailhès J., Richard A. et Taverdet N. (1996). Des rentes classiques aux options de rente. Une analyse de l'évolution du prix des terres en France, *Revue économique*, 47(4), pp. 963-981.
- Cavailhès J., Wavresky P. (2002). Les valeurs foncières dans le périurbain, *Etudes foncières*, 97, pp. 14-17.
- Cébron D., Ferron R. (2003). Excédents azotés : la résorption s'amorce, *Agreste Bretagne*, 45, pp. 4-9.
- Djaout F. (2004). Intérêt d'un marché de droits d'épandage des effluents d'élevage en Bretagne : respecter à moindre coût la directive Nitrate, Mémoire de fin d'études, Agrocampus Rennes, option politique économique de l'agriculture et l'espace, sous la direction de M. Tauber et P. Le Goffe, 113 p.
- Faux J., Perry G.M. (1999). Estimating irrigation water value using hedonic pricing analysis : A case study in Malheur county, Oregon, *Land Economics*, 75 (3), pp. 440-452.
- Goodwin B.K., Mishra A.K. and Ortalo-Magné F.N. (2003). What's wrong with our models of agricultural land values ?, *American Journal of Agricultural Economics*, 85(3), pp. 744-752.
- Greene W.H. (2000). *Econometric Analysis*, New Jersey, Prentice-Hall International, 4<sup>th</sup> ed.
- Helming J.F.M. (1998). Effects of nitrogen input and nitrogen surplus taxes in Dutch agriculture, *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, 49, pp. 6-31.

- Just R.E., Miranowski J.A. (1993). Understanding farmland price changes, *American Journal of Agricultural Economics*, 75, pp. 156-168.
- Le Goffe P., Vermersch D. (2004). Le marché de l'épandage peut-il réduire le coût de la résorption des excédents d'azote ?, *Economie rurale*, 279, pp. 20-32.
- Mahé L.-P., Le Goffe P. (2002). La résorption des excédents d'épandage : principes économiques d'un plan d'action pour la Bretagne, Rapport à la préfecture de la région Bretagne, 63 p.
- Mahé L.-P., Ortalo-Magné F. (2001). *Politique agricole : un modèle européen*, Paris, Presses de Sciences Po.
- Michalland B. (1996). Evaluation de la fonction de demande en eau d'irrigation et application de la méthode des prix hédonistes, *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, 39-40, pp. 199-222.
- Palmquist R.B. (1989). Land as a differentiated factor of production : A hedonic model and its implications for welfare measurement, *Land Economics*, 65(1), pp. 23-28.
- Palmquist R.B., Danielson L.E. (1989). A hedonic study of the effect of erosion control and drainage on farmland values, *American Journal of Agricultural Economics*, 71(1), pp. 55-62.
- Patton M., McErlean S. (2003). Spatial effects within the agricultural land market in Northern Ireland, *Journal of Agricultural Economics*, 54 (1), pp. 35-54.
- Plantinga A.J., Lubowski R.N. and Stavins R.N. (2002). The effects of potential land development on agricultural land prices, *Journal of Urban Economics*, 52, pp. 561-581.
- Poux X., Barbut L. (1997). Etude sur l'insertion optimale des procédés de traitement dans les cantons en excédent structurel, Association des sciences de l'action (AScA), Rapport à l'Agence de l'eau Loire-Bretagne, Ministère de l'Environnement.
- Pyykkönen P. (2004). Factors affecting regional differences in farmland prices in Finland, Paivat, Conférence annuelle de la Société finlandaise de sciences agricoles, 4 p.
- Rainelli P., Vermersch D. (2000). Gestion foncière des excédents azotés et marché implicite de droits à polluer : application aux élevages intensifs, *Economie et Prévision*, 143-144 /2-3, pp. 91-100.
- Reyns L., Peeters L. and Veenendaal P. (2000). Manure in Flanders : Assessing the economic consequences of alternative abatement policies, Working paper, The Hague (NL), Agriculture Economics Research Institute, Diepenbeek (B), Faculty of Applied Economics.
- Rosen S.M. (1974). Hedonic prices and implicit markets : Product differentiation in pure competition, *Journal of Political Economy*, 82 (1), pp. 34-55.

- Sauvée J.-P. (2002). De l'azote d'origine animale à résorber, *Agreste Bretagne*, 43, pp. 5-8.
- SCEES Bretagne (2003). Prix : terres, *Tableaux de l'agriculture bretonne 2003*, Rennes, AGRESTE–SCEES, pp. 110-111.
- Shi Y.J., Phipps T.T. and Colyer D. (1997). Agricultural land values under urbanizing influences, *Land Economics*, 73 (1), pp. 90-100.
- Thouzeau A., Guillemot P. (1997). De plus en plus d'azote d'origine animale, *Agreste Bretagne*, 25, pp. 8-12.
- Vukina T., Wossink A. (2000). Environmental policies and agricultural land values : Evidence from the Dutch nutrient quota system, *Land Economics*, 76 (3), pp. 413-429.
- Weersink A., Clark S., Turvey C.G. and Sarker R. (1999). The effect of agricultural policies on farmland values, *Land Economics*, 75 (3), pp. 425-439.
- White H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity, *Econometrica*, 48 (4), pp. 817-838.
- Xu F., Mittelhammer R.C. and Barkley P.W. (1993). Measuring the contribution of site characteristics to the value of agricultural land, *Land Economics*, 69 (4), pp. 356-369.

ANNEXES

Annexe 1. Paramètres estimés des indicatrices d'année et de PRA

Paramètre	Linéaire	Semi-log	Log-log	Box-Cox
1995	75,437 (46,389)	0,021 (0,017)	0,019 (0,017)	0,513 (0,352)
1996	76,793 (48,161)	0,019 (0,017)	0,016 (0,017)	0,497 (0,365)
1997	319,881*** (47,120)	0,094*** (0,017)	0,095*** (0,017)	2,212*** (0,442)
1998	301,085*** (49,419)	0,103*** (0,018)	0,104*** (0,018)	2,308*** (0,459)
1999	432,650*** (53,914)	0,141*** (0,019)	0,132*** (0,020)	3,203*** (0,555)
2000	443,551*** (77,668)	0,130*** (0,028)	0,126*** (0,028)	3,128*** (0,692)
PRA097	-174,675* (99,904)	-0,045 (0,036)	-0,073** (0,036)	-1,067 (0,758)
PRA103	-523,878 (425,130)	-0,125 (0,153)	-0,223 (0,153)	-3,277 (3,203)
PRA358	-691,869*** (91,919)	-0,228*** (0,033)	-0,200*** (0,033)	-5,183*** (0,923)
PRA359	-713,749*** (76,308)	-0,208*** (0,028)	-0,245*** (0,026)	-4,982*** (0,829)
PRA360	-635,497*** (94,710)	-0,170*** (0,034)	-0,157*** (0,034)	-4,212*** (0,875)
PRA361	-686,077*** (83,822)	-0,257*** (0,030)	-0,297*** (0,031)	-5,493*** (0,897)
PRA362	-864,820*** (84,243)	-0,288*** (0,030)	-0,354*** (0,031)	-6,421*** (0,989)
PRA363	-1108,680*** (91,517)	-0,406*** (0,033)	-0,490*** (0,033)	-8,837*** (1,243)
PRA364	-1116,720*** (220,864)	-0,505*** (0,080)	-0,549*** (0,079)	-10,032*** (2,009)

Les écart-types robustes figurent entre parenthèses.  
\*\*\*, \*\*, \* désignent les variables significatives aux seuils de 1 %, 5 % et 10 % respectivement.  
Modalités de références : année : 1994 ; PRA : PRA357.

## Annexe 2. Facteurs d'inflation de la variance des différents modèles

Paramètre	Linéaire, semi-log et Box-Cox	Log-log
Productivité forte du blé	2,935	2,989
Productivité forte du maïs	3,165	2,950
Productivité faible du maïs	4,512	4,369
Canton en ZES	3,308	2,848
Charge en azote porc	11,641	2,504
Azote porc × ZES	16,845	4,633
Azote porc × prés	2,279	3,956
Légumes	2,046	1,723
Densité vaches laitières	1,097	1,275
Influence urbaine	1,286	1,154
SAU du fonds	1,031	1,040
Terres	1,262	1,311
Prés	2,475	4,182
Landes	1,094	1,105
Bail	1,065	1,068
Irrigation	1,906	1,460
Drainage	2,182	2,271
1995	1,721	1,723
1996	1,645	1,651
1997	1,693	1,691
1998	1,599	1,601
1999	1,481	1,486
2000	1,196	1,197
PRA097	3,054	3,098
PRA103	1,038	1,050
PRA358	2,706	2,730
PRA359	3,964	4,502
PRA360	2,915	3,115
PRA361	3,258	3,572
PRA362	3,732	4,224
PRA363	2,734	3,305
PRA364	1,096	1,113



